

بررسی رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی و اشتغال در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران

حمید آماده

استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی

amadeh@gmail.com

مرتضی قاضی

دانشجوی کارشناسی ارشد دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی

mgh1980@gmail.com

زهره عباسی فر

دانشجوی کارشناسی ارشد دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی

تاریخ دریافت: ۱۳۸۶/۱۱/۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۸/۲/۱۵

چکیده

مصرف انرژی به عنوان یک عامل تولید مهم، می‌تواند نقش مؤثری در رشد اقتصادی داشته باشد. از این رو بررسی رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی به‌ویژه در بخش‌های اقتصادی، از اهمیت زیادی برخوردار است. تبیین این ارتباط به روشن شدن سیاست‌های بخش انرژی کشور، کمک شایانی می‌کند. در این تحقیق، با استفاده از الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و هم‌چنین الگوی تصحیح خطا (ECM)، وجود رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت بین مصرف نهایی انرژی و مصرف نهایی حامل‌های مختلف انرژی شامل: فرآورده‌های نفتی، برق و گاز و رشد اقتصادی و اشتغال در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران طی سیال‌های ۱۳۵۰-۱۳۸۲، مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل نشان داد که یک رابطه علیت کوتاه‌مدت و بلندمدت یک‌طرفه از مصرف نهایی انرژی و مصرف نهایی انرژی برق به رشد اقتصادی وجود دارد. یک رابطه علیت کوتاه‌مدت یک‌طرفه نیز از رشد اقتصادی به مصرف نهایی گاز طبیعی وجود دارد. علاوه بر این، یک رابطه علیت یک‌طرفه از مصرف نهایی انرژی در بخش صنعت به رشد ارزش افزوده در این بخش وجود دارد. هم‌چنین یک رابطه علیت کوتاه‌مدت و بلندمدت یک‌طرفه از مصرف نهایی انرژی برق در بخش کشاورزی به رشد ارزش افزوده در این بخش وجود دارد.

طبقه بندی JEL: Q42 , C01

کلید واژه: رشد اقتصادی، مصرف انرژی، رابطه علیت، ARDL.

۱- مقدمه

رشد اقتصادی فرایندی است که محور اصلی آن را رشد تولید ناخالص داخلی تشکیل می‌دهد. برنامه‌ریزی توسعه با این هدف انجام می‌گیرد که امکانات و منابع ملی را در جهت تولید بیش‌تر کالاها و خدمات مورد نیاز تجهیز کند. اما تلاش برای تولید بیش‌تر و بهتر، ضمن اصلاحاتی که در سازماندهی عوامل تولید به عمل می‌آورد، بایستی با بهره‌گیری گسترده‌تر و فشرده‌تر از تمامی منابع اعم از منابع انسانی، سرمایه فیزیکی و منابع طبیعی همراه باشد. به عبارت دیگر، هنگامی که نرخ رشد اقتصادی به طرز محسوسی بالا می‌رود، فشار فزاینده‌ای بر منابع وارد می‌شود. در این راستا، تقاضا برای نیروی انسانی متخصص، نیاز به سرمایه و تجهیزات سرمایه‌ای و مصرف مواد خام و انرژی افزایش می‌یابد. چنانچه امکان بهره‌برداری بیش‌تر از هریک از منابع یاد شده به موازات رشد تولید مهیا نباشد، تولید با تنگنا روبرو می‌شود. از این‌رو، ارتباط بین رشد اقتصادی و مصرف حامل‌های مختلف انرژی مانند فرآورده‌های نفتی، گاز طبیعی و برق به‌عنوان عوامل مهم تولید، توجه بسیاری از تحلیل‌گران اقتصادی را به خود جلب کرده است.

با توجه به این‌که ایران دارای منابع غنی و گسترده انرژی، مخازن بزرگ نفتی و گاز طبیعی، معادن عظیم زیرزمینی و پتانسیل بالقوه انرژی است، تعیین رابطه میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی می‌تواند در تبیین سیاست‌های بخش انرژی، کمک مؤثری کند. از سوی دیگر رابطه تنگاتنگ میان رشد اقتصادی و اشتغال، می‌تواند این سؤال را مطرح کند که اصولاً چه رابطه‌ای میان مصرف انرژی و اشتغال وجود دارد؟ از آن‌جا که مدتی است موضوع محدود کردن مصرف انرژی به ویژه فرآورده‌های نفتی مانند بنزین در رأس سیاست‌های اقتصادی دولت قرار گرفته است و از سوی دیگر، مشکلات ناشی از افت فشار گاز طبیعی مانند قطع گاز در استان‌های مختلف یا کاهش تولید برق در کارخانجاتی که سوخت اصلی آن‌ها، گاز طبیعی است، هر از چندگاهی گریبان‌گیر کشور ما می‌شود و علاوه بر آن کمبود منابع انرژی دیگر گاهی برای بخش‌های مختلف اقتصاد، مشکل ساز می‌شود، تعیین رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی می‌تواند رهنمود مناسبی برای سیاست‌گذاران بخش انرژی و اقتصاد کشور باشد.

در این راستا، این مقاله به بررسی چگونگی رابطه میان رشد اقتصادی و مصرف نهایی حامل‌های مختلف انرژی می‌پردازد. در این مقاله به این سؤال پاسخ داده خواهد

شد که: آیا بین رشد اقتصادی با مصرف نهایی حامل‌های مختلف انرژی، شامل فراوده‌های نفتی، گاز طبیعی و برق، رابطه بلندمدت یا کوتاه‌مدت وجود دارد؟ در صورت وجود چنین رابطه‌ای، این رابطه یک طرفه است یا دوطرفه؟ در ادامه مقاله، ابتدا مروری بر مبانی نظری و تجربی رابطه میان رشد اقتصادی و مصرف نهایی انرژی انجام می‌شود. سپس با استفاده از داده‌های سالانه ۱۳۸۲-۱۳۵۰، وجود رابطه علیت بلندمدت بین رشد اقتصادی با مصرف نهایی انرژی در قالب یک مدل خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و یک مدل تصحیح خطا (ECM)، به صورت تجربی بررسی می‌شود. در این مقاله در برآورد و تحلیل مدل‌ها از نرم افزار Microfit.4 استفاده شده است.

۲- مبانی نظری رابطه رشد اقتصادی و مصرف انرژی

از دیدگاه مکاتب مختلف اقتصادی، عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی که در توابع رشد در نظر گرفته می‌شوند، عبارتند از سرمایه و نیروی کار، اعم از متخصص و غیرمتخصص. در الگوهای جدید رشد، عامل انرژی نیز وارد شده است، ولی اهمیت آن در مدل‌های مختلف یکسان نیست. به عنوان مثال، برنت و وود^۱، در مطالعه‌ای که در سال ۱۹۷۹ انجام دادند، استدلال کردند که در تابع تولید کل، انرژی یک عامل تولید است، که ارتباط جدایی‌پذیر و ضعیفی با نیروی کار دارد، تابع تولید پیشنهادی آن‌ها عبارتست از:

$$Q = F(G(K, E), L)$$

آن‌ها معتقدند که انرژی و سرمایه با یکدیگر ترکیب می‌شوند و عامل تولیدی G را ایجاد می‌کنند. سپس برای تولید محصول با کار ترکیب می‌شوند. بنابراین کار با G ترکیب می‌شود، نه با سرمایه و انرژی به صورت جداگانه. البته گروهی از اقتصاددانان نئوکلاسیک مانند برنت و دنیسون^۲، اعتقاد دارند که انرژی نقش کوچکی در تولید اقتصادی داشته و یک نهاده واسطه است و عوامل تولید تنها نیروی کار و زمین هستند (استرن^۳، ۱۹۹۳).

از سوی دیگر، برخی دیگر از اقتصاددانان معتقدند انرژی در طبیعت مقدار ثابتی دارد، جبران‌پذیر بوده و قابل تبدیل به ماده است و از بین نمی‌رود. بنابراین، در

1- Berndt & Wood.

2- Berndt .

3- Stern.

مدل‌های بیوفیزیکی رشد که توسط آیرس و نایر^۱ (۱۹۸۴)، بیان شده است، تولید کالاهای اقتصادی نیازمند صرف مقادیر فراوان انرژی در تولید است، لذا انرژی تنها عامل و مهم‌ترین عامل رشد است. نیروی کار و سرمایه نیز عوامل واسطه‌ای هستند که برای به‌کارگیری، به انرژی نیاز دارند (استرن، ۱۹۹۳). به این ترتیب اگر تولید را تابعی از نهاده‌های سرمایه، کار و انرژی در نظر بگیریم، خواهیم داشت:

$$Q = f(K, L, E)$$

در رابطه بالا، Q محصول ناخالص داخلی، K نهاده سرمایه، L نهاده نیروی کار و E نهاده انرژی است. همچنین فرض شده است که بین میزان استفاده از این نهاده‌ها و سطح تولید رابطه مستقیم وجود دارد. به عبارت دیگر، افزایش در هر یک از نهاده‌های مذکور موجب افزایش تولید می‌شود، به بیان ریاضی داریم:

$$\frac{\partial Q}{\partial K} > 0, \quad \frac{\partial Q}{\partial L} > 0, \quad \frac{\partial Q}{\partial E} > 0$$

نهاده E می‌تواند توسط مجموعه‌ای از عوامل نظیر نفت، گاز، برق، زغال سنگ و ... که به حامل‌های انرژی مشهورند، تأمین شود.

۳- مرور مطالعات انجام شده

مسیح و مسیح^۲ (۱۹۹۷)، با استفاده از الگوهای تصحیح خطای برداری، به بررسی رابطه علیت گرنجری بین مصرف انرژی، قیمت‌ها و درآمد واقعی در دو کشور کره و تایوان پرداختند. قیمت به این دلیل وارد مدل شده است که تأثیر مهمی بر درآمد و مصرف انرژی در این دو کشور دارد. نتایج حاصل از تحقیق نشان می‌دهد که نرخ تغییر قیمت‌ها سبب تغییر در مصرف انرژی و منجر به تغییر در رشد اقتصادی می‌گردد. چنگ و لای^۳ (۱۹۹۷)، با استفاده از آزمون علیت گرنجری هشیاو، به یک رابطه علیت یک طرفه از تولید ناخالص ملی به مصرف انرژی و رابطه علیت یک طرفه از انرژی به اشتغال، در دوره زمانی ۱۹۵۵-۱۹۹۳ برای کشور تایوان دست یافتند. استرن^۴ (۲۰۰۰)، در مقاله خود که ادامه و بسط مقاله سال ۱۹۹۳ وی است، به این نتیجه دست یافت که انرژی به طور معناداری، رشد اقتصادی را توضیح می‌دهد. وی

1- Nair & Ayres.

2- Masih & Masih.

3- Cheng & Lai.

4- Stern.

نشان داد که اگر در الگو تولید ناخالص داخلی (GDP)، سرمایه، نیروی کار و انرژی وارد شود، بین متغیرها، هم انباشتگی وجود خواهد داشت. این نتیجه، بررسی یو و جین^۱ (۱۹۹۲)، در مورد ایالات متحده را، رد می‌کند. در این مطالعه، استرن، از متغیرهای نیروی کار، سرمایه و شاخص وزنی نهاده انرژی استفاده کرد. این بررسی چند متغیره نشان داد که انرژی، علت گرنجری تولید ناخالص داخلی (GDP) است. نتایج به‌دست آمده از بررسی وی نشان داد که انرژی یک عامل محدودکننده رشد اقتصادی است. شوک‌های عرضه انرژی منجر به کاهش محصول خواهند شد.

یانگ^۲ (۲۰۰۰)، علیت گرنجری بین مصرف انرژی و تولید ناخالص ملی در تایوان را با استفاده از آزمون استاندارد علیت گرنجری و داده‌های سری زمانی ۱۹۹۷-۱۹۵۴ مورد آزمون مجدد قرار داد. او هم‌چنین رابطه علیت گرنجری بین تولید ناخالص داخلی و مصرف حامل‌های انرژی شامل زغال سنگ، نفت، گاز طبیعی و الکتریسیته را نیز آزمون کرد. بر این اساس، وی نتیجه گرفت که یک رابطه علیت گرنجری دوطرفه بین مصرف نهایی انرژی و تولید ناخالص داخلی و یک رابطه علیت گرنجری دوطرفه بین تولید ناخالص داخلی، مصرف الکتریسیته و زغال سنگ وجود دارد، اما از تولید ناخالص داخلی به مصرف نفت و هم‌چنین از مصرف گاز به تولید ناخالص داخلی، رابطه علیت گرنجری یک طرفه وجود دارد.

آسافو^۳ (۲۰۰۰)، رابطه بین مصرف انرژی و درآمد را برای کشورهای هند، اندونزی، فیلیپین و تایلند، با استفاده از روش هم انباشتگی و الگوی تصحیح خطا، برآورد کرد. نتایج بررسی وی نشان داد که در کوتاه‌مدت، رابطه یک طرفه‌ای از انرژی به درآمد برای هند و اندونزی وجود دارد، در حالی که این رابطه برای تایلند و فیلیپین، دوطرفه است. عقیل و بوت^۴ (۲۰۰۱)، با استفاده از آزمون علیت گرنجری هشیائو، به بررسی رابطه علیت گرنجری میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی در کشور پاکستان طی دوره ۱۹۵۵-۱۹۹۶، پرداختند. آن‌ها رابطه علیت گرنجری بین مصرف اجزای انرژی و رشد اقتصادی را مورد بررسی قرار دادند. نتایج آزمون حاکی از آن است که رشد اقتصادی، علت مصرف انرژی است. بررسی‌های بیش‌تر نشان داده است که رشد اقتصادی منجر به رشد مصرف فرآورده‌های نفتی خواهد شد. در بخش گاز، رابطه علیت گرنجری میان مصرف گاز و

1- Yu & Jin.

2- Yang.

3- Asafu.

4- Aqeel & Butt.

رشد اقتصادی وجود ندارد. در بخش نیرو، مصرف الکتریسیته منجر به رشد اقتصادی خواهد شد. اما اثر بازگشتی از رشد اقتصادی به مصرف الکتریسیته وجود ندارد. فاتای و دیگران^۱ (۲۰۰۱)، با استفاده از روش آزمون علیت گرنجر، تودا- یاماموتو و روش پسران، رابطه علیت و روابط بلندمدت مصرف انواع حامل‌های انرژی با اشتغال و رشد اقتصادی را در کشور نیوزلند، بررسی کردند. نتایج نشان داد که ارتباط بلندمدت یک طرفه بین مصرف برق و اشتغال و هم‌چنین مصرف نفت و اشتغال از طرف برق و نفت به اشتغال، وجود دارد، اما هیچ‌گونه ارتباط بلندمدتی بین مصرف نهایی انرژی با اشتغال، مصرف گاز با اشتغال و مصرف زغال سنگ با اشتغال، وجود ندارد. آن‌ها ارتباط بین رشد اقتصادی و اشتغال را به صورت یک طرفه، از طرف رشد اقتصادی به اشتغال می‌یابند.

گلاشر^۲ (۲۰۰۲)، به بررسی ارتباط بین مصرف انرژی و درآمد واقعی در اقتصاد کشور کره با توجه به داده‌های سال‌های ۱۹۶۱-۱۹۹۰، پرداخت. گلاشر، بیان می‌کند که عدم وجود ارتباط بین درآمد ملی و مصرف انرژی در مطالعات قبلی، به علت عدم حضور متغیرهای تأثیرگذار بر درآمد ملی برمی‌گردد. بنابراین وی متغیر حجم پول، مخارج دولتی، قیمت واقعی نفت و شوک‌های نفتی را به عنوان متغیرهای تأثیرگذار بر مدل در الگوی خود در نظر گرفته و یک الگوی تصحیح خطای برداری متشکل از پنج متغیر را برای بررسی رابطه علیت بین مصرف انرژی و درآمد ملی برآورد کرد. نتایج حاصل از مطالعه او، یک ارتباط دوطرفه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی را برای کشور کره نشان داد. استفاده از روش تجزیه واریانس نشان داد که سیاست‌های پولی و مالی انبساطی بر درآمد ملی و مصرف انرژی، اثر مثبت دارد، اما بیش‌ترین تأثیر بر درآمد ملی و مصرف انرژی در کره از سوی قیمت‌های نفت است.

سویتاس و ساری^۳ (۲۰۰۳)، به بررسی رابطه علیت بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی (GDP)، در کشورهای G7 پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که در آرژانتین، رابطه علیت دوطرفه، در ایتالیا و کره رابطه علیت از تولید ناخالص داخلی (GDP) به مصرف انرژی و در ترکیه، فرانسه، آلمان و ژاپن رابطه علیت از مصرف انرژی

1- Fatai et. al.

2- Glasure.

3- Soytas & Sari.

به تولید ناخالص داخلی (GDP)، وجود دارد. بنابراین، محدود کردن بلندمدت انرژی در ۴ کشور اخیر می‌تواند رشد اقتصادی آن‌ها را تهدید کند.

ناران و اسمیت^۱ (۲۰۰۴)، ارتباط بین مصرف برق، اشتغال و درآمد واقعی را برای کشور استرالیا مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها از داده‌های سالانه استرالیا طی سال‌های ۱۹۶۶-۱۹۹۹، استفاده کردند. مدل اقتصادسنجی به کار رفته در این تحقیق یک الگوی تصحیح خطای برداری سه متغیره، شامل درآمد سرانه، مصرف انرژی سرانه و اشتغال صنعتی بوده و هر سه متغیر درون‌زا وارد الگو شدند. آن‌ها یک ارتباط هم‌انباشستگی بلندمدت بین مصرف برق، اشتغال و درآمد به دست آوردند. هم‌چنین نشان دادند که در بلندمدت، ارتباط علی یک‌طرفه از اشتغال و درآمد به مصرف برق وجود دارد. در کوتاه‌مدت یک ارتباط علی یک‌طرفه ضعیف از درآمد به مصرف برق و هم‌چنین از درآمد به اشتغال، ثابت می‌شود.

اوه و لی^۲ (۲۰۰۴)، به بررسی رابطه علیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در کشور کره با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۹۷۰-۱۹۹۹ پرداختند. آن‌ها از یک الگوی تصحیح خطای برداری چهار متغیره، شامل تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی، اشتغال و سرمایه استفاده کردند. آن‌ها بیان می‌کنند که رشد مصرف انرژی با جایگزینی نیروی کار و سرمایه همراه است. بنابراین متغیرهای سرمایه و نیروی کار را به صورت برون‌زا در نظر می‌گیرند. نتایج حاصل از آزمون علیت در کوتاه‌مدت و بلندمدت نشان داد که رابطه علی دوطرفه بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در بلندمدت برقرار است. در کوتاه‌مدت ارتباط از طرف انرژی به تولید ناخالص داخلی است.

نسرین قبادی (۱۳۷۶)، رابطه کوتاه‌مدت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی را در ایران با استفاده از روش گرنجر مورد بررسی قرار داد و سپس رابطه هم‌انباشستگی بین دو متغیر بررسی شده و سرعت تبدیل انحراف از تعادل بلندمدت برای هر کدام از متغیرها را با کاربرد الگوی تصحیح خطا، برآورد کرد. پس از تخمین معادلات، وی نشان داد که علیت در هر دو جهت رد می‌شود.

ملکی (۱۳۷۸)، نشان داد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت، یک رابطه علیت یک‌طرفه از مصرف انرژی به تولید داخلی وجود دارد. علاوه بر این، یک ارتباط ضعیف نیز از رشد اقتصادی (تولید داخلی) به انرژی، تنها در بلندمدت وجود دارد. به عبارت دیگر، تغییرات

1- Narayan & Smyth.

2- Oh & Lee.

تولید در کوتاه‌مدت نمی‌تواند مصرف انرژی را توجیه کند. اما مصرف انرژی در کوتاه‌مدت و بلندمدت، تولید را تحت تأثیر قرار می‌دهد و افزایش در مصرف آن از طریق افزایش بهره‌وری، تقاضا و ... می‌تواند موجبات افزایش تولید را فراهم آورد. انرژی هم‌چنین می‌تواند تأثیر به‌سزایی بر سطح عمومی قیمت‌ها داشته باشد و افزایش در مصرف انرژی موجبات کاهش قیمت را فراهم می‌آورد.

ابریشمی و مصطفایی (۱۳۸۰)، به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف فرآورده‌های عمده نفتی طی دوره ۱۳۳۸-۱۳۷۸ پرداخته‌اند. متغیرهای مورد استفاده آن‌ها عبارتند از: تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۱۳۶۱، جمع مصرف چهار فرآورده عمده نفتی شامل بنزین موتور، نفت سفید، نفت گاز و نفت کوره، موجودی سرمایه کل اقتصادی به قیمت ثابت سال ۱۳۶۱، سطح اشتغال و متغیر موهومی که برای سال‌های بعد از جنگ، ارزش یک و برای سال‌های جنگ و قبل از آن ارزش صفر را اختیار کرده است. در ضمن، همه متغیرها به صورت لگاریتمی به کار رفته‌اند. آن‌ها به منظور بررسی تأثیر متقابل بین تولید ناخالص داخلی و مصرف فرآورده‌های عمده نفتی از مدل‌های تصحیح خطای برداری استفاده کرده‌اند. با توجه به این که موجودی سرمایه و اشتغال نیز طبق نظریه‌های اقتصادی از عوامل مؤثر بر رشد هستند، این دو متغیر نیز وارد مدل شده‌اند. نتایج حاکی از آن است که در کوتاه‌مدت رابطه علیت گرنجری از مصرف فرآورده‌های نفتی به تولید ناخالص داخلی وجود ندارد، ولی در بلندمدت رابطه علیت گرنجری از مصرف فرآورده‌ها به تولید ناخالص داخلی برقرار است. هم‌چنین در کوتاه‌مدت، رابطه علیت ضعیفی از تولید به مصرف نهاده‌ها وجود دارد و در بلندمدت نیز، رابطه علیت از تولید ناخالص داخلی به مصرف فرآورده‌هاست. بنابراین، آن‌ها به عنوان یک نتیجه‌گیری سیاستی پیشنهاد می‌کنند که اگر هدف سیاست کلان کشور سرعت بخشیدن به روند توسعه اقتصادی و اجتماعی است، باید از سیاست‌های **تحدید** شدید مصرف فرآورده‌های عمده نفتی که منجر به کاهش تقاضا و کارایی عوامل تولید می‌شود، جلوگیری کرد. آن‌ها توصیه می‌کنند که کاهش در مصرف فرآورده‌های نفتی از طریق افزایش کارایی مصرف، انجام پذیرد.

در مطالعه‌ای دیگر آرمن و زارع (۱۳۸۳)، به بررسی رابطه علیت گرنجری بین مصرف حامل‌های انرژی و رشد اقتصادی طی سال‌های ۱۳۶۴-۱۳۸۱ با استفاده از روش‌های تودا و یاماموتو و تصحیح خطا، پرداخته‌اند. نتایج حاصل از روش‌های یاماموتو و تودا نشان دهنده این است که یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از مصرف نهایی

انرژی، مصرف فرآورده‌های نفتی و مصرف برق به رشد اقتصادی و یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از رشد اقتصادی به مصرف گاز طبیعی و مصرف سوخت‌های جامد، وجود دارد. نتایج حاصل از برآورد مدل‌های صحیح خطا نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت یک رابطه علیت گرنجری دو طرفه بین مصرف برق و رشد اقتصادی و یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از رشد اقتصادی به مصرف گاز طبیعی فقط در بلندمدت وجود دارد.

نجارزاده و اعظم عباس محسن (۱۳۸۳)، در مطالعه‌ای به بررسی رابطه علیت بین مصرف حامل‌های انرژی (نفت، گاز و برق) در ایران با استفاده از روش علیت هشیائو طی دوره زمانی ۱۳۵۰-۱۳۸۱، پرداختند. نتایج به‌دست آمده یک رابطه علیت دوطرفه بین مصرف حامل‌های انرژی و رشد بخش‌ها در ایران را بیان می‌کند. به عبارت دیگر، افزایش مصرف حامل‌های انرژی می‌تواند موجبات رشد بخش‌های اقتصادی را فراهم کند. از طرف دیگر رشد بخش‌های مختلف اقتصادی کشور نیز موجب رشد مصرف حامل‌های انرژی می‌شود. بنابراین توصیه می‌کنند که ضمن افزایش کارایی در مصرف حامل‌های انرژی، از اعمال سیاست‌های تحدید مصرف در بخش‌های مختلف اقتصادی پرهیز شود و با تأمین انرژی لازم، موجبات رشد اقتصادی مداوم کشور فراهم شود.

داریوش وافی نجار (۱۳۸۴)، در مطالعه‌ای به بررسی علیت گرنجری تولید ناخالص داخلی با مصرف انرژی و محاسبه کشش نهاده‌های انرژی با استفاده از تابع تولید در بین سال‌های ۱۳۴۶-۱۳۸۲، پرداخته است. نتایج، حاکی از افزایشی بودن مصرف انرژی طی دوره ۱۳۶۴-۱۳۸۲ است. اما روند نزولی ضریب انرژی طی سال‌های برنامه اول، دوم و سوم اقتصادی، نشانگر آن است که از شدت آن کاسته شده است. هم‌چنین رابطه علیت گرنجری برای دوره ۱۳۴۶-۱۳۸۲، نشان‌دهنده رابطه یک طرفه از تولید ناخالص داخلی به مصرف انرژی است. هم‌چنین رابطه علیت گرنجری برای دوره ۱۳۴۶-۱۳۸۲، نشان‌دهنده رابطه یک طرفه از تولید ناخالص داخلی به مصرف انرژی است.

حسینی صدرآبادی و همکاران (۱۳۸۶)، در مطالعه‌ای، به بررسی رابطه علی میان مصرف انرژی، اشتغال و تولید ناخالص داخلی طی سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۴، با استفاده از تجزیه و تحلیل هم‌گرایی و آزمون علیت هشیائو پرداختند. نتایج حاصل از آزمون علیت، بیان‌کننده علیت یک طرفه از مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلی و از اشتغال به تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی است.

مهرآرا (۲۰۰۶)، به بررسی رابطه علیت گرنجری بین مصرف انرژی و درآمد در ایران پرداخت. وی از آزمون یوهانسون برای وجود رابطه هم‌انباشتگی و مدل تصحیح خطا استفاده کرده است. نتایج نشان داد که در بلندمدت یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از درآمد به مصرف انرژی وجود دارد. نتایج هم‌چنین حاکی از آن است که در کوتاه‌مدت انرژی و درآمد نسبت به یکدیگر خنثی هستند، به این معنا که هزینه انرژی سهم کوچکی از تولید ناخالص ملی است و بنابراین اثر قابل توجه و معناداری بر رشد تولید ندارد. بنابراین، صرفه جویی و تحدید مصرف انرژی، رشد اقتصادی را تهدید نمی‌کند.

زمانی (۲۰۰۶)، به بررسی رابطه مصرف انرژی و فعالیت‌های اقتصادی در ایران با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری پرداخته است. مطالعه وی نشان داد که در بلندمدت رابطه یک طرفه از GDP به مصرف نهایی انرژی و رابطه دوطرفه بین GDP و مصرف گاز و هم‌چنین بین GDP و مصرف محصولات نفتی برای کل اقتصاد وجود دارد. رابطه علیت از ارزش افزوده بخش صنعت به مصرف نهایی انرژی، برق، گاز و فرآورده‌های نفتی و هم‌چنین رابطه علیت از مصرف گاز به ارزش افزوده بخش صنعت وجود دارد. علاوه بر این، رابطه بلندمدت دو طرفه بین ارزش افزوده و مصرف نهایی انرژی، برق و فرآورده‌های نفتی در بخش کشاورزی وجود دارد. رابطه علیت کوتاه‌مدت از GDP به مصرف نهایی انرژی و فرآورده‌های نفتی و هم‌چنین از ارزش افزوده بخش صنعت به مصرف نهایی انرژی و فرآورده‌های نفتی وجود دارد.

در مطالعه‌ای دیگر، مهرآرا (۲۰۰۷)، به بررسی رابطه میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ۱۱ کشور صادرکننده نفت با استفاده از آزمون ریشه واحد و تحلیل هم‌انباشتگی با داده‌های پانل پرداخت. نتایج نشان داد که رابطه علیت یک طرفه قوی از تولید ناخالص داخلی سرانه به مصرف انرژی سرانه در کشورهای صادرکننده نفت وجود دارد.

گلستان اردل و همکاران (۲۰۰۸)، آزمون علیت را برای بررسی وجود رابطه علی میان مصرف انرژی اولیه و تولید ناخالص داخلی برای ترکیه در طی دوره ۱۹۷۰-۲۰۰۶، به کار برده‌اند. آن‌ها در این مطالعه از آزمون‌های ریشه واحد، دیکی-فولر و فیلیپس-پرون، آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون و آزمون علیت گرانجر استفاده کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که مصرف انرژی اولیه و تولید ناخالص داخلی، هم‌انباشته هستند و رابطه علیت دوطرفه میان مصرف انرژی اولیه و تولید ناخالص

داخلی در ترکیه وجود دارد. نویسندگان نتیجه می‌گیرند که انرژی، عامل محدودکننده برای رشد اقتصادی است.

ویژگی مطالعه حاضر آن است که با مطالعه تعداد زیادی از کارهای انجام شده در مورد رابطه میان مصرف نهایی انرژی و رشد اقتصادی در ایران، به آرایه یک الگوی نظری پذیرفته شده‌تر (نگاه نهاده‌ای به مصرف نهایی انرژی در تابع تولید)، با استفاده از یک الگوی مناسب (ECM, ARDL)، می‌پردازد.

۴- چارچوب نظری

در بسیاری از مطالعات که به بررسی وجود ارتباط بین مصرف نهایی انرژی و تولید ناخالص داخلی در ایران پرداخته‌اند، رهیافت‌های گوناگونی مورد توجه قرار گرفته و نتایج متفاوتی نیز ارائه شده‌اند، اما یکی از راه‌های تبیین دقیق ارتباط میان مصرف نهایی انرژی و تولید ناخالص داخلی، استفاده از تابع تولید و انرژی به عنوان یک نهاده مهم و اساسی در تابع تولید است. بنابراین، الگوی زیر به عنوان الگوی اصلی نظری، مدنظر قرار می‌گیرد:

$$Y = f(L, K, E) \quad (1)$$

الگوی ARDL

یکی از الگوهای پویای متناسب با رابطه ایستای بلندمدت، الگوی شماره ۱ الگوی خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی^۱ است، که برآوردهای به نسبت بدون تورشی از ضرایب بلندمدت به دست می‌دهد. برخلاف سایر تکنیک‌های رایج در روش تحلیل هم‌انباشتگی، همانند روش انگل-گرنجر، در ابتدا نیازی به آگاهی از درجه انباشتگی متغیرهای مورد مطالعه نیست. هم‌چنین روش ARDL قادر به برآورد هم‌زمان ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت الگو و تعیین جهت علیت بین متغیرهای الگوست (سیدیکی، ۲۰۰۰).

یک الگوی $ARDL(p, q_1, q_2, \dots, q_k)$ در شکل ساده به صورت زیر نشان داده می‌شود (پسران و شین^۲، ۱۹۹۵)، (پسران و پسران^۳، ۱۹۹۷):

$$\alpha(L, P)Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i)X_{it} + \delta W_t + u_t \quad (2)$$

1- ARDL.

2- Pesaran and Shin, 1995.

3- Pesaran and Pesaran, 1997.

که در آن α_0 ، مقدار ثابت، Y_t متغیر وابسته و L عملگر وقفه است، به طوری که $L^j Y_t = Y_{t-j}$ است. W_t ، برداری از متغیرهای قطعی (غیر تصادفی)، نظیر عرض از مبدأ، متغیر روند، متغیرهای مجازی و یا متغیرهای برونزا با وقفه‌های ثابت است. P ، تعداد وقفه‌های به کاررفته برای متغیر وابسته و q_i تعداد وقفه‌های مورد استفاده برای متغیرهای مستقل (X_{it}) است. همچنین در الگوی بالا:

$$\alpha(L, P) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_p L^p \quad (3)$$

$$\beta_i(L, q_i) = 1 - \beta_{i1} L - \beta_{i2} L^2 - \dots - \beta_{iq} L^{q_i} \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (4)$$

تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرهای توضیحی را می‌توان با کمک یکی از ضوابط آکائیک^۱، شوارتز-بیزین^۲ و حنان-کوئین^۳، تعیین کرد. در بلندمدت $Y_t = Y_{t-1} = \dots = Y_{t-p}$ و $X_{it} = X_{it-1} = \dots = X_{it-q}$ بیانگر وقفه q ام از متغیر i ام است. بدین ترتیب معادله بلندمدت برای الگوی ARDL به صورت زیر بیان می‌شود:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \theta_i X_i + \gamma W_t + v_t \quad (5)$$

که در این رابطه:

$$\alpha = \frac{\alpha_0}{\alpha(1, p)} \quad (6)$$

$$\gamma = \frac{\delta}{\alpha(1, p)} \quad (7)$$

$$\theta_i = \frac{\beta_i(1, q)}{\alpha(1, p)} = \frac{\sum_{j=1}^q \beta_{ij}}{\alpha(1, p)} \quad (8)$$

$$v_t = \frac{u_t}{\alpha(1, p)} \quad (9)$$

برآورد الگوی ARDL، شامل دو مرحله برای برآورد ضرایب بلندمدت است. در مرحله اول وجود ارتباط بلندمدت پیش‌بینی شده توسط تئوری اقتصادی، بین متغیرهای مسأله، مورد بررسی قرار گرفته و در صورت تشخیص وجود ارتباط بلندمدت، در مرحله دوم ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت، برآورد می‌شوند. برای توضیح مرحله اول،

1- AIC.
2- SBC.
3- HQC.

فرض کنید در تئوری اقتصادی پیش بینی می‌شود رابطه‌ای بلندمدت بین متغیرهای x و y و z وجود دارد. بدون داشتن هرنوع اطلاعات اولیه در مورد مسیر رابطه بین متغیرها، سه رگرسیون خطای تصحیح نامحدود زیر برآورد می‌شوند که در هر یک از آن‌ها یکی از سه متغیر به عنوان متغیر وابسته قرار داده شده‌اند:

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= \alpha_{oy} + \sum_{i=1}^n b_{iy} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^n c_{iy} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^n d_{iy} \Delta z_{t-i} + \gamma_{1y} y_{t-1} + \gamma_{2y} x_{t-1} \\ &\quad + \gamma_{3y} z_{t-1} + \varepsilon_{iy} \\ \Delta x_t &= \alpha_{ox} + \sum_{i=1}^n b_{ix} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^n c_{ix} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^n d_{ix} \Delta z_{t-i} + \gamma_{1x} y_{t-1} \\ &\quad + \gamma_{2x} x_{t-1} + \gamma_{3x} z_{t-1} + \varepsilon_{ix} \\ \Delta z_t &= \alpha_{oz} + \sum_{i=1}^n b_{iz} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^n c_{iz} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^n d_{iz} \Delta z_{t-i} + \gamma_{1z} y_{t-1} \\ &\quad + \gamma_{2z} x_{t-1} + \gamma_{3z} z_{t-1} + \varepsilon_{iz}\end{aligned}$$

برای تشخیص رابطه بلندمدت بین متغیرها از آزمون F استفاده می‌شود. فرض صفر برای آزمون نبود رابطه بلندمدت نشان داده شده در اولین معادله از معادلات بالا، عبارت است از:

$$H_0 : \gamma_{1y} = \gamma_{2y} = \gamma_{3y} = 0$$

مقدار آماره F مرتبط با این آزمون، با $F_y(y/x, z)$ نشان داده می‌شود. هم‌چنین فرض صفر برای آزمون نبود رابطه بلندمدت بیان شده در معادله‌های دوم و سوم از معادلات بالا، به ترتیب به صورت زیر بیان می‌شوند:

$$H_0 : \gamma_{1x} = \gamma_{2x} = \gamma_{3x} = 0$$

$$H_0 : \gamma_{1z} = \gamma_{2z} = \gamma_{3z} = 0$$

که آماره F مرتبط با این دو آزمون به ترتیب $F_x(x/y, z)$ و $F_z(z/x, y)$ است. آماره F دارای توزیع غیراستاندارد بوده و به سه پارامتر بستگی دارد؛ نخست این‌که متغیرهای دخیل در الگوی ARDL، دارای درجه انباشتگی از صفر $I(0)$ تا یک $I(1)$ هستند. دوم این‌که الگوی ARDL، دارای عرض از مبدأ و (یا) متغیر روند باشد یا خیر و سوم این‌که متغیرهای توضیحی در الگوی مذکور چه تعداد باشند.

دو مجموعه از مقادیر بحرانی (CVs)، برای آماره F، توسط پسران و پسران (۱۹۹۷) گزارش شده است. این دو مجموعه به ترتیب با فرض این که همه متغیرهای دخیل در الگو دارای درجه انباشتگی از یک و یا صفر هستند، برای سطوح مختلف اطمینان، محاسبه شده اند. اگر مقدار آماره F محاسباتی، خارج از محدوده مقادیر بحرانی قرار گیرد، بدون دانستن این که متغیرهای مورد مطالعه دارای درجه انباشتگی از صفر یا یک هستند، قادر به قضاوت خواهیم بود. به عبارت دیگر، اگر نتایج تجربی نشان دهد که مقدار $F_y^{(0)}$ بزرگ تر از دامنه بالایی مقادیر بحرانی بوده ولی $F_x^{(0)}$ و $F_z^{(0)}$ کوچک تر از دامنه پایینی مقادیر بحرانی باشد، یک رابطه بلندمدت و یکتا وجود دارد، که در این رابطه y ، متغیر وابسته و x و z متغیرهای توضیحی آن هستند. برعکس، اگر آماره F محاسباتی در دامنه مقادیر بحرانی قرار گیرد، نیاز است تا درجه انباشتگی متغیرهای مورد مطالعه تعیین شود، تا بتوان در مورد ارتباط بلندمدت متغیرها، اظهار نظر کرد. در صورتی که در مرحله اول روش ARDL، وجود رابطه بلندمدت پایدار تأیید شود، در مرحله دوم، دو گام دیگر برای تخمین الگوی ARDL، طی می شود. در اولین گام، تعداد وقفه های الگوی ARDL، براساس یکی از معیارهای ضوابط آکائیک، شواترز- بیزین و حنان-کوئین، تعیین می شود و در گام دوم، الگوی انتخاب شده با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی^۱، برآورد می شود.

الگوی تصحیح خطا

گرنجر (۱۹۸۸)، بیان می کند که در صورت وجود یک رابطه هم انباشتگی بین دو متغیر، علیت به مفهوم گرنجری، حداقل در یک جهت (یک طرفه یا دوطرفه) بین آنها وجود نخواهد داشت. به هر حال اگرچه آزمون هم انباشتگی می تواند وجود یا عدم وجود رابطه علیت گرنجری بین متغیرها را معین کند، اما نمی تواند جهت رابطه علیت را مشخص کند. انگل و گرنجر (۱۹۸۷) عنوان می کنند، که اگر دو متغیر X_t و Y_t هم انباشته باشند، همواره یک الگوی تصحیح خطای برداری بین آنها وجود خواهد داشت. در نتیجه می توان برای بررسی رابطه علیت گرنجری بین متغیرها از یک الگوی تصحیح خطای برداری استفاده کرد. الگوی تصحیح خطا، بیان می کند که تغییرات متغیر وابسته، تابعی از انحراف از رابطه بلندمدت (که با جزء تصحیح خطا بیان می شود)

1- OLS.

و تغییرات سایر متغیرهای توضیحی است. این الگو که رفتار کوتاه‌مدت و بلندمدت دو متغیر را به هم مرتبط می‌کند، به صورت زیر بیان می‌شود:

$$DY_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i DY_{t-i} + \sum_{i=1}^m \gamma_i DX_{t-i} + \lambda \varepsilon_{t-1} + v_t \quad -1 < \lambda < 0$$

به هر حال، جزء تصحیح خطا $\lambda \varepsilon_{t-1}$ در الگوی تصحیح خطا یک مسیر اضافی برای بررسی رابطه علیت گرنجری ایجاد می‌کند، چیزی که در آزمون‌های علیت گرنجر نادیده گرفته شده است. اگر متغیرهای مورد بررسی مثلاً مانا از درجه یک و هم‌انباشته نیز باشند، استفاده از یک الگوی خود توضیح برداری روی تفاضل اول متغیرها به جای استفاده از یک مدل تصحیح خطای برداری برای بررسی رابطه علیت گرنجری بین متغیرها، به علت حذف جزء تصحیح خطا $(Y_{t-1}^* - \beta X_{t-1}^*)$ ، واریانس معادله رگرسیون را افزایش می‌دهد و بنابراین، آماره والد مورد نظر، اریب خواهد بود. این مسئله سبب قضاوت‌های نادرست در مورد جهت رابطه علیت می‌شود. علاوه بر تعیین جهت رابطه علیت گرنجری بین متغیرها، الگوی تصحیح خطای برداری، ما را قادر می‌کند که بین علیت گرنجری کوتاه‌مدت و بلندمدت، تفاوت قائل شویم. معنادار نبودن λ می‌تواند نشان‌دهنده این باشد که رابطه علیت گرنجری در بلندمدت بین متغیرهای توضیحی نسبت به متغیر وابسته وجود ندارد، یا این که متغیر وابسته یک متغیر برون‌زای ضعیف است. معنادار نبودن مجموع وقفه‌های هر کدام از متغیرهای توضیحی، می‌تواند نشان‌دهنده این باشد که در کوتاه‌مدت رابطه علیت گرنجری بین هر کدام از متغیرهای توضیحی نسبت به متغیر وابسته وجود ندارد. معنادار نبودن مجموع وقفه‌های هر کدام از متغیرهای توضیحی توأم با λ ، می‌تواند نشان‌دهنده این باشد که در بلندمدت رابطه علیت گرنجری بین هر کدام از متغیرهای توضیحی نسبت به متغیر وابسته وجود ندارد (مسیح و مسیح، ۱۹۹۷).

۵- نتایج و بحث

برای آزمون وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت میان مصرف نهایی حامل‌های مختلف انرژی و تولید ناخالص داخلی و همچنین میان مصرف نهایی حامل‌های مختلف انرژی و اشتغال در بخش‌های اقتصادی، از روش ARDL استفاده شد. همان‌طور که بیان شد، مزیت این روش در آن است که علاوه بر تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی (تعداد

روابط بلندمدت میان متغیرها)، نیازی به دانستن درجه انباشتگی متغیرهای موجود در مدل نیست. در این مطالعه، از داده‌های سری زمانی مصرف نهایی انرژی، تولید ناخالص داخلی محاسبه‌شده به روش ارزش افزوده و هم‌چنین موجودی سرمایه و اشتغال در اقتصاد ایران که در مطالعات دیگر موجود است، استفاده شده است.

بخش تولید

برای بررسی رابطه بلندمدت در بخش تولید، ابتدا معادله خودبازگشتی ذیل برآورد شد:

$$\begin{aligned}
 DLYX_t &= \alpha_{oy} + \sum_{i=1}^n b_{iy} DLYX_{t-i} + \sum_{i=1}^n c_{iy} DLLABX_{t-i} + \sum_{i=1}^n d_{iy} DLCAPX_{t-i} + \\
 &\sum_{i=1}^n e_{iy} DLEX_{t-i} + LYX_{t-1} + \gamma_{2y} LLABX_{t-1} + \gamma_{3y} LCAPX_{t-1} + \gamma_{4y} LEX_{t-1} + \varepsilon_{1t} \\
 DLEX_t &= \alpha_{oe} + \sum_{i=1}^n b_{ie} DLYX_{t-i} + \sum_{i=1}^n c_{ie} DLLABX_{t-i} \\
 &+ \sum_{i=1}^n d_{ie} DLCAPX_{t-i} + \sum_{i=1}^n e_{ie} DLEX_{t-i} + \gamma_{1e} LYX_{t-1} + \gamma_{2e} LLABX_{t-1} \\
 &+ \gamma_{3e} LCAPX_{t-1} + \gamma_{4e} LEX_{t-1} + \varepsilon_{2t}
 \end{aligned}$$

که در آن LYX، لگاریتم ارزش افزوده کل یا ارزش افزوده بخش X در تولید به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶، LLABX، لگاریتم تعداد نیروی کار کل یا بخش X در تولید، LCAPX، لگاریتم سرمایه کل یا بخش X و LEX، لگاریتم متغیر مصرف نهایی حامل انرژی E در بخش X است. در این تحقیق، تولید (X)، شامل تولید کل (TOT)، تولید در بخش صنعت (IND) و تولید در بخش کشاورزی (AGR)، مورد مطالعه قرار گرفته است. هم‌چنین مصرف نهایی حامل‌های انرژی (E)، شامل مصرف نهایی انرژی (ENE)، مصرف نهایی فرآورده‌های نفتی (PET)، مصرف نهایی گاز طبیعی (GAS) و مصرف نهایی انرژی برق (ELE) در مدل مورد استفاده قرار گرفته‌اند.

در مدل ARDL، تعداد وقفه‌های الگو بر اساس تعداد مشاهدات الگو انتخاب می‌شود. با توجه به محدود بودن تعداد مشاهدات و استفاده از داده‌های سالیانه، لذا تعداد وقفه‌های الگو (n) برابر با ۳ در نظر گرفته شده است. از آن‌جا که در برآورد الگو، در

وقفه‌های بهینه متغیرها برای برخی از رابطه‌ها، وقفه ۳ نیز وجود دارد، بنابراین، حداکثر تعداد وقفه ۳ تعداد مناسبی است. از آزمون F توضیح داده شده در قسمت قبل که در این جا با $F_{LYX}(LYX/LLABXLCAPX,LEX)$ نشان داده شده است، برای تشخیص وجود رابطه بلندمدت و پایدار استفاده شده است. فرضیه صفر عبارت است از نبود رابطه بلندمدت و پایدار، که به معنای صفر بودن توأم ضرایب تمام متغیرهای بیان شده است. یعنی:

$$H_0: \gamma_{1y} = \gamma_{2y} = \gamma_{3y} = \gamma_{4y}$$

فرضیه جایگزین، یعنی وجود رابطه بلندمدت و پایدار عبارت است از:

$$H: \gamma_{1y} \neq 0, \gamma_{2y} \neq 0, \gamma_{3y} \neq 0, \gamma_{4y} \neq 0$$

علاوه بر این، یک الگوی دیگر که در آن از LEX به عنوان متغیر توضیحی استفاده شده است نیز برآورد شده و مورد آزمون قرار گرفته است. آزمون F مناسب برای بررسی تمامی روابط ممکن برای بخش‌های اقتصادی موردنظر و کل اقتصاد و نیز برای مصرف نهایی انرژی و حامل‌های انرژی، انجام شد، که مقدار آماره F برخی از این روابط بلندمدت بر اساس مقادیر بحرانی به‌دست آمده توسط پسران و پسران (۱۹۹۷)، معنادار شده است. این مقادیر به همراه ساختار پویای ARDL بهینه روابط آن‌ها بر اساس معیار شوارتز، در جدول ۱ آورده شده‌اند. الگوهای موردنظر در این مقاله و نیز آزمون علیت گرنجری فقط برای معادلاتی انجام شده‌اند که آزمون F آن‌ها معنادار شده است. نتایج این برآوردها و آزمون‌های مربوطه در جدول ۲ و ۳ و بخش الگوی تصحیح خطا آمده‌اند.

جدول ۱ - آماره F برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها (تولید)

رابطه میان متغیرها	مقدار آماره F	محدوده مقادیر بحرانی در سطح ۹۰٪		ساختار پویای ARDL بر اساس معیار شوارتز (به ترتیب از سمت چپ: درجه خود خودبازگشتی، درجه وقفه‌های متغیرهای الگو)
		I(0)	I(1)	
$F_{LYTOT}(LYTOT LLABTOT,LCAPTOT,LENETOT)$	۴.۶۵۷۴	۲/۷۱۱ ۳/۲۱۹	۳/۸۰۰ ۴/۳۷۸	1 1,0,3
$F_{LYTOT}(LYTOT LLABTOT,LCAPTOT,LELETOT)$	۴.۰۴۵۷	۲/۷۱۱ ۳/۲۱۹	۳/۸۰۰ ۴/۳۷۸	3 1,0,1
$F_{LGASTOT}(LGASTOT LYTOT,LLABTOT,LCAPTOT)$	۶.۱۷۶۱	۲/۷۱۱ ۳/۲۱۹	۳/۸۰۰ ۴/۳۷۸	2 2,0,2
$F_{LYIND}(LYIND LLABIND,LCAPIND,LENEIND)$	۴.۱۶۴۳	۲/۷۱۱ ۳/۲۱۹	۳/۸۰۰ ۴/۳۷۸	0 0,1,0
$F_{LYAGR}(LYAGR LLABAGR,LCAPAGR,LELEAGR)$	۵.۷۱۲۲	۲/۷۱۱ ۳/۲۱۹	۳/۸۰۰ ۴/۳۷۸	1 0,0,2

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول ۲- نتایج برآورد ساختار پویای ARDL بر اساس جدول ۱

متغیر وابسته LYTOT		متغیر وابسته LYTOT		متغیر وابسته LGASTOT		متغیر وابسته LYIND		متغیر وابسته LYAGR	
متغیرهای توضیحی	برآورد ضرایب (مقدار آماره t)	متغیرهای توضیحی	برآورد ضرایب (مقدار آماره t)	متغیرهای توضیحی	برآورد ضرایب (مقدار آماره t)	متغیرهای توضیحی	برآورد ضرایب (مقدار آماره t)	متغیرهای توضیحی	برآورد ضرایب (مقدار آماره t)
LYTOT(-1)	0/68404 (7/0975)	LYTOT(-1)	0/85977 (7/5216)	LGASTOT(-1)	0/39088 (2/2211)	LLABIND	0/95070 (5/0095)	LYAGR(-1)	0/54954 (4/4992)
LLABTOT	2/6256 (4/2095)	LYTOT(-2)	0/18790 (1/1338)	LGASTOT(-2)	0/61889 (3/4550)	LCAPIND	1/3178 (2/8550)	LLABAGR	0/22244 (0/99521)
LLABTOT(-1)	-1/5380 (-2/1133)	LYTOT(-3)	-0/38090 (-3/1130)	LYTOT	0/55239 (1/5975)	LCAPIND(-1)	-0/87324 (-2/6156)	LCAPAGR	0/026387 (1/0987)
LCAPTOT	-0/094215 (-1/2167)	LLABTOT	3/4558 (5/3857)	LYTOT(-1)	-1/4006 (-3/2544)	LINDTOT	0/096649 (1/4324)	LAGRELE	-0/094913 (-1/8273)
LENETOT	0/37085 (2/2285)	LLABTOT(-1)	-2/1498 (-3/2430)	LYTOT(-2)	-1/0970 (-3/0125)	INPT	-9/6292 (-6/5731)	LAGRELE(-1)	0/11723 (2/1935)
LENETOT(-1)	-0/20684 (-1/0687)	LCAPTOT	-0/13091 (-1/5768)	LLABTOT	0/66207 (0/83745)			LAGRELE(-2)	0/095859 (1/7505)
LENETOT(-2)	-0/14992 (-0/86694)	LELETOT	0/67282 (2/2039)	LCAPTOT	1/5891 (1/7073)			INPT	1/0663 (0/32776)
LENETOT(-3)	-0/27237 (-1/6171)	LELETOT(-1)	-0/96287 (-4/1470)	LCAPTOT(-1)	0/52897 (0/40478)				
INPT	-11/1562 (-2/8213)	INPT	-14/5993 (-2/1872)	LCAPTOT(-2)	-1/2205 (-1/6139)				
				INPT	0/96122 (0/093911)				
R ² =0/98249 DW=2/1714 F(8,21)=147/2659		R ² =0/98420 DW=2/3058 F(8,21)=163/5165		R ² =0/99644 DW=2/2300 F(9,20)=621/2281		R ² =0/96740 DW=1/4843 F(4,25)=185/4403		R ² =0/99298 DW=2/0834 F(6,23)=542/2584	

جدول ۳- نتایج برآورد ضرایب بلندمدت الگوها بر اساس جدول ۱

متغیر وابسته LYTOT		متغیر وابسته LYTOT		متغیر وابسته LGASTOT		متغیر وابسته LYIND		متغیر وابسته LYAGR	
متغیرهای توضیحی	برآورد ضرایب (مقدار آماره t)	متغیرهای توضیحی	برآورد ضرایب (مقدار آماره t)	متغیرهای توضیحی	برآورد ضرایب (مقدار آماره t)	متغیرهای توضیحی	برآورد ضرایب (مقدار آماره t)	متغیرهای توضیحی	برآورد ضرایب (مقدار آماره t)
LLABTOT	3/4421 (4/6521)	LLABTOT	3/9194 (3/9171)	LLABTOT	-67/8019 (-0/069906)	LLABIND	0/95070 (5/0095)	LLABAGR	0/49382 (0/99436)
LCAPTOT	-0/29819 (-1/0027)	LCAPTOT	-0/39286 (-1/2339)	LCAPTOT	-91/9189 (-0/077745)	LCAPIND	0/44458 (2/6185)	LCAPAGR	0/058578 (1/1802)
LENETOT	0/817465 (2/9247)	LELETOT	-0/87044 (-3/0804)	LYTOT	199/2067 (0/076457)	LINDTOT	0/096649 (1/4324)	LAGRELE	0/26233 (8/0397)
INPT	35/3090 (3/8039)	INPT	-43/8116 (-3/3804)	INP	-98/4373 (-0/31594)	INPT	-9/6292 (-6/5731)	INPT	2/3671 (0/33302)

برآورد الگوی تصحیح خطا (بخش تولید)

۱- رابطه بین تولید ناخالص داخلی و مصرف نهایی انرژی:

برای تبیین رابطه تولید ناخالص داخلی با مصرف نهایی انرژی، ابتدا مدل تصحیح خطای زیر برآورد شد:

$$DLYTOT = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i DLYTOT_{t-i} + \sum_{i=1}^l \gamma_i DLLABTOT_{t-i} + \sum_{i=1}^m \delta_i DLCAPTOT_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_i DLEMETOT_{t-i} + \lambda ECM_{t-1} + \varepsilon_t$$

جدول (۴) نتایج آزمون علیت گرنجری کوتاه مدت و بلندمدت با استفاده از یک مدل تصحیح خطا به شکل معادله بالا را در حالتی که متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی کل (LYTOT) متغیر وابسته و متغیرهای لگاریتم نیروی کار کل (LLABTOT)، لگاریتم موجودی سرمایه کل (LCAPTOT) و لگاریتم مصرف نهایی انرژی (LENETOT) متغیرهای مستقل هستند را، نشان می‌دهد. وقفه بهینه متغیرها (k,l,m,n) با استفاده از معیار شوارتز برابر با (۱,۱,۰,۳) به دست آمده است.

جدول ۴ - نتایج آزمون علیت گرنجری کوتاه مدت و بلندمدت با استفاده از مدل تصحیح خطا

متغیر وابسته	آزمون علیت کوتاه مدت ^۱	آزمون علیت بلندمدت	
		ECM ^۲	آزمون توأم ^۳
		DLENETOT	ECM _{t-1}
ضریب متغیر تصحیح خطا	--	-۰/۳۱۵۹۶	--
H _۰	$\theta_i = 0$	$\lambda = 0$	$\theta_i = 0, \lambda = 0$
DLYTOT	۲۴/۴۸۷۴ [۰/۰۰۰]	۱۰/۷۴۷۶ [۰/۰۰۱]	۳۱/۸۶۶۳ [۰/۰۰۰]

۱- آزمون معنی‌داری با وقفه متغیرها با استفاده از آزمون والد

۲- آزمون معنی‌داری ضریب عبارت تصحیح خطای باوقفه با استفاده از آزمون والد

۳- آزمون معنی‌داری ضرایب باوقفه متغیرها توأم با ضریب عبارت تصحیح خطای باوقفه با استفاده از

آزمون والد

مأخذ: نتایج تحقیق

نتایج به دست آمده از جدول (۴) نشان می‌دهد در کوتاه‌مدت با توجه به معنی‌دار بودن ضریب متغیر DLENETOT، یک رابطه علیت یک طرفه از مصرف نهایی انرژی به تولید ناخالص داخلی کل وجود دارد. از سوی دیگر، معنی‌دار بودن ضریب عبارت تصحیح خطای با وقفه (ECM_{t-1}) حاکی از آن است که چنین رابطه‌ای در بلندمدت نیز وجود دارد. این نتیجه با آزمون توأم و با توجه به معنی‌داری هم‌زمان ضرایب (DLENETOT و ECM_{t-1}) با آماره (آ) تأیید می‌شود. ضریب متغیر ECM_{t-1}، سرعت رسیدن به تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد. مقدار ضریب حاکی از آن است که حدود ۳۱ درصد انحراف (عدم تعادل) متغیر تولید ناخالص داخلی از مقدار بلندمدت خود پس از گذشت یک دوره، تعدیل می‌شود. به عبارت دیگر سرعت تعدیل نسبتاً کند است.

۲- رابطه بین تولید ناخالص داخلی و مصرف نهایی انرژی برق

برای این منظور ابتدا مدل تصحیح خطای زیر برآورد شد:

$$DLYTOT = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i DLYTOT_{t-i} + \sum_{i=1}^l \gamma_i DLLABTOT_{t-i} + \sum_{i=1}^m \delta_i DLCAPTOT_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_i DLELETOT_{t-i} + \lambda ECM_{t-1} + \varepsilon_t$$

جدول (۵)، نتایج آزمون علیت گرنجری رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت را با استفاده از یک مدل تصحیح خطا به شکل معادله بالا در حالتی که لگاریتم تولید

جدول ۵- نتایج آزمون علیت گرنجری کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از مدل تصحیح خطا

متغیر وابسته	آزمون علیت کوتاه مدت	آزمون علیت بلندمدت	
		ECM	آزمون توأم
		DLENETOT	ECM _{t-1}
ضریب متغیر تصحیح خطا	--	-۰/۳۳۳۲۳	--
H _۰	θ _i = ۰	λ = ۰	θ _i = ۰ , λ = ۰
DLYIND	۴/۸۵۷۱ [۰/۰۲۸]	۷/۱۱۰۹ [۰/۰۰۸]	۳۷/۳۵۹۳ [۰/۰۰۰]

ناخالص داخلی کل (LYTOT) متغیر وابسته، و لگاریتم نیروی کار کل (LLABTOT)، لگاریتم موجودی سرمایه کل (LCAPTOT) و لگاریتم مصرف نهایی انرژی برق (LELETOT) متغیرهای مستقل هستند را، نشان می‌دهد. وقفه بهینه متغیرها (k,l,m,n) با استفاده از معیار شوارتز برابر با (۳،۱،۰،۱)، به دست آمده است. نتایج به دست آمده در جدول (۵) نشان می‌دهد که در کوتاه مدت با توجه به معنی دار بودن ضریب متغیر DLELETOT، یک رابطه علیت یک طرفه از مصرف نهایی انرژی برق به تولید ناخالص داخلی کل وجود دارد. از سوی دیگر، معنی دار بودن ضریب عبارت تصحیح خطای با وقفه (ECM_{t-1})، حاکی از آن است که چنین رابطه‌ای در بلندمدت نیز وجود دارد. این نتیجه با آزمون توأم و با توجه به معنی داری هم زمان ضرایب (DLELETOT و ECM_{t-1}) با آماره (χ²)، تأیید می‌شود. با توجه به مقدار ضریب جمله تصحیح خطا، حدود ۳۳ درصد انحراف (عدم تعادل) متغیر تولید ناخالص داخلی از مقدار بلندمدت خود، پس از گذشت یک دوره تعدیل می‌شود. به عبارت دیگر، کل تعدیل حدود ۳ دوره به طول می‌انجامد که نشان دهنده سرعت کند تعدیل است.

۳- رابطه بین مصرف نهایی گاز طبیعی و تولید ناخالص داخلی

برای بررسی این رابطه، ابتدا مدل تصحیح خطای زیر برآورد شد:

$$DLGASTOT_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i DLYTOT_{t-i} + \sum_{i=1}^l \gamma_i DLLABTOT_{t-i} + \sum_{i=1}^m \delta_i DLCAPTOT_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_i DLGASTOT_{t-i} + \lambda ECM_{t-1} + \varepsilon_t$$

جدول (۶)، نتایج آزمون علیت گرنجری کوتاه مدت و بلندمدت با استفاده از یک مدل تصحیح خطا به شکل معادله بالا را در حالی که لگاریتم مصرف نهایی گاز طبیعی (LGASTOT)، متغیر وابسته و لگاریتم تولید ناخالص داخلی کل (LYTOT)، لگاریتم نیروی کار کل (LLABTOT) و لگاریتم موجودی سرمایه کل (LCAPTOT) متغیرهای مستقل هستند را، نشان می‌دهد. وقفه بهینه متغیرها (k,l,m,n) با استفاده از معیار شوارتز، برابر (۲،۲،۰،۲) به دست آمد.

نتایج به دست آمده از جدول (۶) نشان می‌دهد که در کوتاه مدت با توجه به معنی دار بودن ضریب متغیر DLYTOT، یک رابطه علیت یک طرفه از تولید ناخالص داخلی کل به مصرف نهایی گاز طبیعی وجود دارد. از سوی دیگر، با توجه به معنی دار نبودن ضریب

جدول ۶- نتایج آزمون علیت گرنجری کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از مدل تصحیح خطا

متغیر وابسته	آزمون علیت کوتاه مدت	آزمون علیت بلندمدت
		ECM
	DLYTOT	ECM _{t-1}
ضریب متغیر تصحیح خطا	—	۰/۰۰۹۷۶۴۸

جمله تصحیح خطای با وقفه (ECM_{t-1})، چنین رابطه‌ای در بلندمدت وجود ندارد. به عبارت دیگر، مقدار مثبت و بسیار نزدیک به صفر به دست آمده برای ضریب ECM_{t-1} و علاوه بر آن معنادار نشدن این ضریب، نشان می‌دهد که تعدیل از کوتاه‌مدت به بلندمدت در این رابطه انجام نمی‌گیرد و عدم تعدیل در هر دوره کماکان باقی می‌ماند. به نظر می‌رسد بروز این مسئله به علت ماهیت مصرف نهایی گاز طبیعی است. مصرف نهایی گاز طبیعی به عنوان یک منبع انرژی، رشد سالانه بسیار بالایی را نشان می‌دهد و مصرف آن هر ساله به شکل فزاینده افزایش می‌یابد، که به علت سیاست‌های دولت برای جایگزینی این انرژی با انرژی‌های دیگر است. همین مسئله سبب عدم بروز رابطه بلندمدت در این رابطه می‌شود.

۴- رابطه بین مصرف نهایی انرژی و ارزش افزوده در بخش صنعت

برای بررسی ارتباط بین مصرف نهایی انرژی و ارزش افزوده بخش صنعت، ابتدا مدل تصحیح خطای زیر برآورد شد:

$$DLYIND = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i DLYIND_{t-i} + \sum_{i=1}^l \gamma_i DLLABIND_{t-i} + \sum_{i=1}^m \delta_i DLCAPIND_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_i DLENEIND_{t-i} + \lambda ECM_{t-1} + \varepsilon_t$$

جدول (۷)، نتایج آزمون علیت گرنجری کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از یک مدل تصحیح خطا به شکل معادله بالا را در حالتی که لگاریتم ارزش افزوده بخش صنعت (LYIND) متغیر وابسته و لگاریتم نیروی کار بخش صنعت (LLABIND)، لگاریتم موجودی سرمایه بخش صنعت (LCAPIND) و لگاریتم مصرف نهایی انرژی در بخش صنعت (LENEIND) متغیرهای مستقل هستند، را نشان می‌دهد. هم‌چنین

تعداد وقفه بهینه متغیرها (k,l,m,n) با استفاده از معیار شوارتز، برابر با (۰،۰،۱،۰) به دست آمده است.

جدول ۷- نتایج آزمون علیت گرنجری کوتاه مدت و بلندمدت با استفاده از مدل تصحیح خطا

متغیر وابسته	آزمون علیت کوتاه مدت	آزمون علیت بلندمدت	
		ECM	ECM _{t-1}
		DLENEIND	-۱
	ضریب متغیر تصحیح خطا	--	-۱
	H ₀	$\theta_i = 0$	$\lambda = 0$
DLYUND		۲/۰۵۱۸ [.۱۵۲]	*NONE*

نتایج به دست آمده از جدول (۷) نشان می‌دهد که در کوتاه مدت با توجه به معنی دار بودن ضریب متغیر DLENEIND، یک رابطه علیت یک طرفه از مصرف نهایی انرژی در بخش صنعت به ارزش افزوده در بخش صنعت وجود دارد. از سوی دیگر، از آنجا که متغیر ارزش افزوده در بخش صنعت، با وقفه در معادله ظاهر نشده است، بنابراین، ضریب عبارت تصحیح خطای با وقفه (ECM_{t-1}) برابر ۱- به دست آمده است. این مسئله حاکی از آن است که رابطه بلندمدت به دست آمده همان رابطه کوتاه مدت است و هیچ انحرافی از رابطه بلندمدت وجود ندارد. در حقیقت، در هر سال، عدم تعادل یک دوره در نرخ رشد اقتصادی، در دوره بعد تعدیل می‌شود، که نشانگر سرعت بسیار بالای تعدیل است.

۵- رابطه بین ارزش افزوده و مصرف نهایی انرژی برق در بخش کشاورزی

برای بررسی ارتباط بین ارزش افزوده و مصرف نهایی انرژی برق در بخش کشاورزی، ابتدا مدل تصحیح خطای ذیل برآورد شد:

جدول (۸) نتایج آزمون علیت گرنجری کوتاه مدت و بلندمدت با استفاده از یک مدل تصحیح خطا به شکل معادله بالا را در حالتی که لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی (LYAGR)، متغیر وابسته و لگاریتم نیروی کار بخش کشاورزی (LLABAGR)، لگاریتم موجودی سرمایه بخش کشاورزی (LCAPAGR) و لگاریتم مصرف انرژی برق در بخش کشاورزی (LELEAGR)، متغیرهای مستقل هستند را،

نشان می‌دهد. وقفهٔ بهینهٔ متغیرها (k,l,m,n) با استفاده از معیار شوارتز برابر با (۱,۰,۰,۲)، به‌دست آمده است.

جدول ۸- نتایج آزمون علیت گرنجری کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از مدل تصحیح خطا

متغیر وابسته	آزمون علیت کوتاه مدت	آزمون علیت بلندمدت	
		ECM	آزمون توأم
		DLELEAGR	ECM _{t-1} DLELEAGR & ECM _{t-1}
ضریب متغیر تصحیح خطا	--	-۰/۴۵۰۴۶	--
H _۰	$\theta_i = 0$	$\lambda = 0$	$\theta_i = 0, \lambda = 0$
DLYAGR	۵/۳۵۶۶ [۰/۰۶۹]	۱۳/۶۰۱۶ [۰/۰۰۰]	۲۰/۱۳۵۵ [۰/۰۰۰]

نتایج به‌دست آمده از جدول (۸) نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت با توجه به معنی‌دار بودن ضریب متغیر DLELEAGR، یک رابطهٔ علیت یک‌طرفه از مصرف انرژی برق در بخش کشاورزی به ارزش افزوده در بخش کشاورزی وجود دارد. از سوی دیگر، معنی‌دار بودن ضریب عبارت تصحیح خطای با وقفه (ECM_{t-1}) حاکی است، که چنین رابطه‌ای در بلندمدت نیز وجود دارد. این نتیجه با آزمون توأم و با توجه به معنی‌داری هم‌زمان ضرایب (DLELEAGR و ECM_{t-1}) با آمارهٔ (آ)، تأیید می‌شود. مقدار این ضریب حاکی از آن است که حدود ۴۵ درصد انحراف (عدم تعادل) متغیر ارزش افزوده در بخش کشاورزی، از مقدار بلندمدت خود پس از گذشت یک دوره تعدیل می‌شود.

بخش اشتغال

برای بررسی رابطهٔ بلندمدت مصرف نهایی انرژی و اشتغال، ابتدا معادلهٔ خودبازگشتی ذیل برآورد شد:

$$\begin{aligned}
 DLLX_t &= \alpha_{0y} + \sum_{i=1}^n b_{iL} DLYX_{t-i} + \sum_{i=1}^n c_{iL} DLLABX_{t-i} \\
 &+ \sum_{i=1}^n d_{iL} DLCAPX_{t-i} + \sum_{i=1}^n e_{iL} DLEX_{t-i} + \gamma_{1L} LYX_{t-1} \\
 &+ \gamma_{2L} LLABX_{t-1} + \gamma_{3L} LCAPX_{t-1} + \gamma_{4L} LEX_{t-1} + \varepsilon_{1t}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
DLEX_t = & \alpha_{oe} + \sum_{i=1}^n b_{ie} DLYX_{t-i} + \sum_{i=1}^n c_{ie} DLLABX_{t-i} \\
& + \sum_{i=1}^n d_{ie} DLCAPX_{t-i} + \sum_{i=1}^n e_{ie} DLEX_{t-i} + \gamma_{1e} LYX_{t-1} \\
& + \gamma_{2e} LLABX_{t-1} + \gamma_{3e} LCAPX_{t-1} + \gamma_{4e} LEX_{t-1} + \varepsilon_{2t}
\end{aligned}$$

که در آن LYX، لگاریتم ارزش افزوده کل یا ارزش افزوده بخش X در تولید به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶، LLABX، لگاریتم تعداد نیروی کار کل یا بخش X در تولید، LCAPX لگاریتم سرمایه کل یا بخش X و LLEX لگاریتم متغیر مصرف نهایی حامل انرژی E در بخش X است. در این مقاله، اشتغال (LX)، شامل اشتغال کل (LTOT)، اشتغال در بخش صنعت (LIND) و اشتغال در بخش کشاورزی (LAGR)، مورد مطالعه قرار گرفته است. همچنین مصرف نهایی حامل‌های انرژی (E)، شامل مصرف نهایی انرژی (ENE)، مصرف نهایی فرآورده‌های نفتی (PET)، مصرف نهایی گاز طبیعی (GAS) و مصرف نهایی انرژی برق (ELE) در مدل مورد استفاده قرار گرفته‌اند.

با توجه به محدود بودن تعداد مشاهدات و استفاده از داده‌های سالیانه، تعداد وقفه‌های الگو (n) برابر با ۳ در نظر گرفته شده است. از آزمون F توضیح داده شده در قسمت قبل که در این‌جا با (LLABX/LLA BX, LCAPX, LEX) نشان داده شده است، برای تشخیص وجود رابطه بلندمدت و پایدار استفاده شد. در این زمینه، فرضیه صفر عبارت از نبود رابطه بلندمدت و پایدار است، که به معنای صفر بودن توأم ضرایب تمام متغیرهای بیان شده است. یعنی:

$$H_0: \gamma_{1y} = \gamma_{2y} = \gamma_{3y} = \gamma_{4y}$$

فرضیه جایگزین، وجود رابطه بلندمدت و پایدار عبارت است از:

$$H: \gamma_{1y} \neq 0 \quad \gamma_{2y} \neq 0 \quad \gamma_{3y} \neq 0 \quad \gamma_{4y} \neq 0$$

علاوه بر این، یک الگوی دیگر که در آن از LEX به عنوان متغیر توضیحی استفاده شده است نیز برآورد شده و مورد آزمون قرار گرفته است. آزمون F مناسب برای بررسی تمامی روابط ممکن برای بخش‌های اقتصادی مورد نظر و کل اقتصاد و نیز برای مصرف نهایی انرژی و حامل‌های انرژی، انجام شد، که مقدار آماره F برخی از این روابط بلندمدت براساس مقادیر بحرانی به دست آمده توسط پسران و پسران (۱۹۹۷) معنادار

شده‌اند. این مقادیر به همراه ساختار پویای ARDL بهینه روابط آن‌ها بر اساس معیار شوارتز در جدول ۹، آورده شده‌اند. الگوهای موردنظر در این مقاله و نیز آزمون علیت گرنجری فقط برای معادلاتی انجام شده‌اند که آزمون F آن‌ها معنادار شده است. نتایج این برآوردها و آزمون‌های مربوطه در جدول ۱۰ و ۱۱ و بخش الگوی تصحیح خطا ادامه مقاله آورده شده‌اند.

جدول ۹ - آماره F برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها (اشتغال)

رابطه میان متغیرها	مقدار آماره F	محدوده مقادیر بحرانی در سطح ۹۰٪		ساختار پویای ARDL بر اساس معیار شوارتز (به ترتیب از سمت چپ: درجه خود خودبازگشتی، درجه وقفه‌های متغیرهای الگو)
		I(1)	I(0)	
$F_{LLABTOT}(LLABTOT LYTOT, LCAPTOT, LELETOT)$	۴/۵۹۶۹	۳/۸۰۰ ۴/۳۷۸	۲/۷۱۱ ۳/۲۱۹	1 3,1,0
$F_{LGASTOT}(LGASTOT LYTOT, LLABTOT, LCAPTOT)$	۶/۱۷۶۱	۳/۸۰۰ ۴/۳۷۸	۲/۷۱۱ ۳/۲۱۹	2 2,0,2
$F_{LLABIND}(LLABIND LYIND, LCAPIND, LENEIND)$	۵/۴۸۶۳	۳/۸۰۰ ۴/۳۷۸	۲/۷۱۱ ۳/۲۱۹	1 3,1,3

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول ۱۰- نتایج برآورد ساختار پویای ARDL بر اساس جدول ۹

متغیر وابسته LLABTOT		متغیر وابسته LGASTOT		متغیر وابسته LLABIND	
متغیرهای توضیحی	برآورد ضرایب (مقدار آماره t)	متغیرهای توضیحی	برآورد ضرایب (مقدار آماره t)	متغیرهای توضیحی	برآورد ضرایب (مقدار آماره t)
LLABTOT(-1)	0.62571 (7.0030)	LGASTOT(-1)	0.39088 (2.2211)	LLABIND(-1)	0.75656 (10.3274)
LYTOT	0.076958 (3.1924)	LGASTOT(-2)	0.61889 (3.4550)	LYIND	0.12280 (2.9517)
LYTOT(-1)	-0.079905 (-2.7223)	LYTOT	0.55239 (1.5975)	LYIND(-1)	-0.16800 (-3.8451)
LYTOT(-2)	-0.044347 (-1.5397)	LYTOT(-1)	-1.4006 (-3.2544)	LYIND(-2)	0.020217 (0.47046)
LYTOT(-3)	0.097500 (4.5260)	LYTOT(-2)	-1.0970 (-3.0125)	LYIND(-3)	0.12724 (2.9573)
LCAPTOT	0.21479 (3.7312)	LLABTOT	0.66207 (0.83745)	LCAPIND	0.76270 (6.4957)
LCAPTOT(-1)	-0.17767 (-3.6863)	LCAPTOT	1.5891 (1.7073)	LCAPIND(-1)	-0.79973 (-8.2219)
LELETOT	0.10748 (4.1125)	LCAPTOT(-1)	0.52897 (0.40478)	LINDTOT	-0.043344 (-0.98069)
INPT	4.6463 (4.0800)	LCAPTOT(-2)	-1.2205 (-1.6139)	LINDTOT(-1)	0.034369 (0.60683)
		INPT	0.96122 (0.093911)	LINDTOT(-2)	-0.0024482 (-0.050500)
				LINDTOT(-3)	0.097414 (1.9733)
				INPT	2.6734 (3.7875)
R ² = 0.99955 DW=2.3270 F(8,21)= 5845.4		R ² =0.9964 DW= 2.2300 F(9,20)= 621.2281		R ² =0.99784 DW=2.3277 F(11,18)=755.9209	

جدول ۱۱- نتایج برآورد ضرایب بلندمدت الگوها بر اساس جدول ۹

متغیر وابسته LLABTOT		متغیر وابسته LGASTOT		متغیر وابسته LLABIND	
متغیرهای توضیحی	برآورد ضرایب (مقدار آماره t)	متغیرهای توضیحی	برآورد ضرایب (مقدار آماره t)	متغیرهای توضیحی	برآورد ضرایب (مقدار آماره t)
LYTOT	0.13414 (2.5959)	LYTOT	199.2067 (0.076457)	LYIND	-0.42008 (-2.0199)
LCAPTOT	-0.099171 (2.2463)	LCAPTOT	-91.9189 (-0.077745)	LCAPIND	-0.15213 (-0.73701)
LELETOT	0.28717 (20.5500)	LLABTOT	-67.8019 (-0.069906)	LINDTOT	0.35323 (2.8543)
INPT	12.4138 (28.9773)	INPT	-98.4373 (-0.31594)	INP	10.9815 (8.2954)

نتایج برآورد الگوهای تصحیح خطا (بخش اشتغال)

۱- رابطه بین اشتغال کل و مصرف نهایی انرژی برق:

برای بررسی رابطه بین اشتغال کلی و میزان مصرف نهایی انرژی برق، ابتدا مدل

تصحیح خطای زیر برآورد شد:

$$\begin{aligned}
 DLLABTOT = & \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i DLYTOT_{t-i} + \sum_{i=1}^l \gamma_i DLLABTOT_{t-i} \\
 & + \sum_{i=1}^m \delta_i DLCAPTOT_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_i DLELETOT_{t-i} + \lambda ECM_{t-1} + \varepsilon_t
 \end{aligned}$$

جدول (۱۲)، نتایج آزمون علیت گرنجری کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از یک

مدل تصحیح خطا به شکل معادله بالا را در حالتی که لگاریتم نیروی کار کل

(LLABTOT) متغیر وابسته و متغیرهای لگاریتم تولید ناخالص داخلی کل (LYTOT)،

لگاریتم موجودی سرمایه کل (LCAPTOT) و لگاریتم مصرف نهایی انرژی برق

(LELETOT) متغیرهای مستقل هستند را، نشان می‌دهد. وقفه بهینه متغیرها

(k,l,m,n) با استفاده از معیار شوارتز، برابر با (۱,۳,۱,۰)، به دست آمد.

جدول ۱۲- نتایج آزمون علیت گرنجری کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از مدل تصحیح خطا

متغیر وابسته		آزمون علیت بلندمدت		
		آزمون علیت کوتاه مدت	ECM	آزمون توأم
		DLELETOT	ECM _{t-1}	DLELETOT & ECM _{t-1}
	ضریب متغیر تصحیح خطا	--	۰/۳۷۴۲۹ -	--
	H ₀	θ _i = ۰	λ = ۰	θ _i = ۰ , λ = ۰
DLLABTOT		۱۶/۹۱۲۸ [۰/۰۰۰]	۱۷/۴۵۷۹ [۰/۰۰۰]	۱۷/۵۴۹۶ [۰/۰۰۰]

نتایج به دست آمده از جدول (۱۲) نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت با توجه به معنی‌دار بودن ضریب متغیر DLELETOT، یک رابطه علیت یک طرفه از مصرف نهایی انرژی برق به اشتغال کل، وجود دارد. از سوی دیگر، معنی‌دار بودن ضریب جمله تصحیح خطای با وقفه (ECM_{t-1}) حاکی از آن است که چنین رابطه‌ای در بلندمدت نیز وجود دارد. این نتیجه با آزمون توأم و با توجه به معنی‌داری هم‌زمان ضرایب (DLELETOT و ECM_{t-1}) با آماره (χ^۲)، تأیید می‌شود. ضریب متغیر ECM_{t-1} سرعت رسیدن به تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد. معنی‌دار بودن این ضریب حاکی از آن است که حدود ۳۷ درصد از انحراف اشتغال کل از مقدار بلندمدت خود، پس از یک دوره تعدیل می‌شود.

۲- رابطه بین مصرف نهایی گاز طبیعی و اشتغال کل

به منظور بررسی رابطه مصرف نهایی گاز طبیعی با اشتغال، ابتدا مدل تصحیح خطای زیر برآورد شد:

$$DLGASTOT = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i DLYTOT_{t-i} + \sum_{i=1}^l \gamma_i DLLABTOT_{t-i} + \sum_{i=1}^m \delta_i DLCAPTOT_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_i DLGASTOT_{t-i} + \lambda ECM_{t-1} + \varepsilon_t$$

جدول (۱۳)، نتایج آزمون علیت گرنجری کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از یک مدل تصحیح خطا به شکل معادله بالا را در حالی که لگاریتم مصرف نهایی گاز طبیعی

(LGASTOT) متغیر وابسته و لگاریتم تولید ناخالص داخلی (LYTOT)، لگاریتم نیروی کار (LLABTOT) و لگاریتم موجودی سرمایه کل (LCAPTOT) متغیرهای مستقل هستند را، نشان می‌دهد. وقفه بهینه متغیرها (k,l,m,n) با استفاده از معیار شوارتز برابر با (۲،۲،۰،۲)، به دست آمد.

جدول ۱۳- نتایج آزمون علیت گرنجری کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از مدل تصحیح خطا

متغیر وابسته	آزمون علیت بلندمدت	
	آزمون علیت کوتاه مدت	
	ECM	ECM _{t-1}
	DLLABTOI	۰/۰۰۰۹۷۶۴۸
ضریب متغیر تصحیح خطا	--	
H ₀	θ _i = ۰	λ = ۰
DLGASTOT	۰/۷۰۱۳۳ [۰/۴۰۲]	۰/۰۰۵۷۴۲۸ [۰/۹۴۰]

نتایج به دست آمده از جدول (۱۳)، نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت با توجه به معنی دار بودن ضریب متغیر DLLABTOT، یک رابطه علیت یک طرفه از اشتغال کل به مصرف نهایی گاز وجود دارد. از سوی دیگر، با توجه به معنی دار نبودن ضریب جمله تصحیح خطای با وقفه (ECM_{t-1})، چنین رابطه‌ای در بلندمدت وجود ندارد. علت بروز این مسئله، در قسمت ۳ بخش قبل، نتایج به دست آمده برای بخش تولید، بیان شد.

۳- رابطه بین اشتغال و مصرف نهایی انرژی در بخش صنعت

به منظور بررسی رابطه اشتغال با مصرف نهایی انرژی در صنعت، ابتدا مدل تصحیح خطای زیر برآورد شد:

$$\begin{aligned}
 DLLIND = & \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i DLYIND_{t-i} + \sum_{i=1}^l \gamma_i DLLABIND_{t-i} \\
 & + \sum_{i=1}^m \delta_i DLCAPIND_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_i DLENEIND_{t-i} + \lambda ECM_{t-1} + \varepsilon_t
 \end{aligned}$$

جدول (۱۴)، نتایج آزمون علیت گرنجری کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از یک مدل تصحیح خطا به شکل معادله بالا، در حالتی که لگاریتم نیروی کار در بخش صنعت

(LLABIND)، متغیر وابسته و لگاریتم ارزش افزوده در بخش صنعت (LYIND)، لگاریتم موجودی سرمایه در بخش صنعت (LCAPIND) و لگاریتم مصرف نهایی انرژی در بخش صنعت (LENEIND) متغیرهای مستقل هستند را، نشان می‌دهد. وقفه بهینه متغیرها (k,l,m,n) با استفاده از معیار شوارتز، برابر با (۱،۳،۱،۳)، به دست آمد.

جدول ۱۴- نتایج آزمون علیت گرنجری کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از مدل تصحیح خطا

متغیر وابسته	آزمون علیت کوتاه مدت	آزمون علیت بلندمدت	
		ECM	آزمون توأم
		DLENEIND	ECM_{t-1} DLENEIND & ECM_{t-1}
ضریب متغیر تصحیح خطا	--	-۰/۲۴۳۴۴	--
H_0	$\theta_i = 0$	$\lambda = 0$	$\theta_i = 0, \lambda = 0$
DLLABIND	۵/۱۴۶۶ [۰/۱۶۱]	۱۱/۰۴۳۰ [۰/۰۰۱]	۱۵/۸۱۸۵ [۰/۰۰۳]

نتایج به دست آمده از جدول (۱۴) نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت با توجه به معنی‌دار بودن ضریب متغیر DLENEIND، یک رابطه علیت یک طرفه از مصرف نهایی انرژی برق به اشتغال در بخش صنعت وجود دارد. از سوی دیگر، معنی‌دار بودن ضریب جمله تصحیح خطای با وقفه (ECM_{t-1}) حاکی از آن است که چنین رابطه‌ای در بلندمدت نیز وجود دارد. این نتیجه با آزمون توأم و با توجه به معنی‌داری هم‌زمان ضرایب (DLENEIND و ECM_{t-1}) با آماره (χ^2)، تأیید می‌شود. ضریب متغیر ECM_{t-1} ، سرعت رسیدن به تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد. مقدار این ضریب حاکی از آن است که حدود ۲۴ درصد از انحراف تولید ناخالص داخلی از مقدار بلندمدت خود، پس از گذشت یک دوره تعدیل می‌شود.

۶- خلاصه و نتیجه‌گیری

مصرف انرژی به عنوان یک نهاده مهم و اساسی در تولید، جایگاه ویژه‌ای در رشد و توسعه اقتصادی کشور دارد. در این مقاله رابطه بین مصرف نهایی حامل‌های انرژی و رشد اقتصادی و اشتغال طی سال‌های ۱۳۵۰-۱۳۸۲، با استفاده از روش الگوی

خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی و تصحیح خطا بررسی شد. نتایج حاصل نشان دادند که یک رابطه علیت کوتاه‌مدت و بلندمدت یک طرفه از مصرف نهایی انرژی و مصرف نهایی انرژی برق به سمت رشد اقتصادی وجود دارد. بر این اساس، میزان مصرف نهایی انرژی و نیز مصرف نهایی انرژی برق در رشد اقتصادی و افزایش تولید ناخالص داخلی نقش و تأثیری معنادار دارد. چنانچه میزان انرژی و برق در دسترس کاهش یابد، می‌توان انتظار داشت که رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت دچار وقفه شود. در حقیقت سیاست‌های مرتبط در زمینه انرژی بایستی به‌گونه‌ای تنظیم شوند که دسترسی بخش‌های مختلف اقتصادی کشور به انرژی و نیز نیروی برق کاهش نیابد.

یک رابطه علیت کوتاه‌مدت یک طرفه نیز از رشد اقتصادی به مصرف نهایی گاز طبیعی وجود دارد. بر این اساس، افزایش تولید ناخالص داخلی سبب افزایش مصرف نهایی گاز طبیعی خواهد شد. این وضعیت نشان می‌دهد که گاز طبیعی در تولید بخش‌های اقتصادی کشور هنوز جایگاه خود را به‌دست نیاورده است و نمی‌تواند عاملی برای رشد اقتصادی باشد. اما بهره‌روی رشد تولید ناخالص داخلی در بلندمدت نمی‌تواند بدون افزایش تولید و مصرف نهایی گاز طبیعی، از پایداری لازم برخوردار شود. این موضوع به ویژه زمانی اهمیت بیش‌تری می‌یابد که ویژگی‌های گاز طبیعی از نظر ایجاد آلودگی را نیز در نظر بگیریم.

یک رابطه علیت یک طرفه از مصرف نهایی انرژی در بخش صنعت به رشد ارزش افزوده در این بخش نیز وجود دارد. این رابطه علیت کاملاً طبیعی به نظر می‌رسد. به هر حال یکی از نیازهای اساسی صنعت انرژی است. این موضوع نشان می‌دهد که در نظر گرفتن انرژی به‌عنوان یک عامل تولید در بخش صنعت از پشتوانه عملی برخوردار است. بر همین اساس تحدید در عرضه انرژی به صنعت یا کاهش دسترسی صنعت به انرژی، می‌تواند اثرات منفی بر افزایش ارزش افزوده بخش صنعت در پی داشته باشد.

یک رابطه علیت کوتاه‌مدت و بلندمدت یک طرفه از مصرف نهایی انرژی برق در بخش کشاورزی به رشد ارزش افزوده در این بخش وجود دارد. در حقیقت، تولید در بخش کشاورزی به‌ویژه با روش‌های نوین، وابستگی زیادی به حامل‌های انرژی دارد. در این مقاله، با توجه به داده‌های در دسترس و نیز الگوی مورد استفاده، فقط ارتباط مصرف نهایی انرژی برق با رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی معنادار شده است. این نتیجه به‌خصوص می‌تواند تأییدکننده اثرات مثبت طرح برقرار کردن چاه‌های کشاورزی باشد. براساس این نتیجه، توجه و گسترش فناوری‌های نوین در بخش کشاورزی که

اشکال جدیدی از انرژی را مصرف می‌کنند، می‌تواند در رشد بخش کشاورزی نقشی مؤثر ایفا کند.

در بخش اشتغال نیز نتایج حاصل نشان دادند که یک رابطه علیت کوتاه‌مدت و بلندمدت یک طرفه از مصرف نهایی انرژی برق به اشتغال کل وجود دارد. هم‌چنین تنها یک رابطه علیت کوتاه‌مدت یک طرفه از اشتغال کل به مصرف نهایی گاز طبیعی وجود دارد. علاوه بر این، یک رابطه علیت کوتاه‌مدت و بلندمدت یک طرفه نیز از مصرف نهایی انرژی در بخش صنعت به اشتغال، در این بخش وجود دارد. در حقیقت این نتایج تأییدکننده نتایج مربوط به بخش تولیدند. واضح است که با توجه به اهمیت نقش نیروی کار در ایجاد ارزش افزوده و رشد اقتصادی بخش‌ها که در این مقاله مورد توجه قرار نگرفته است، مصرف انرژی می‌تواند به صورت غیرمستقیم اشتغال بخش‌های اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد. مصرف انرژی به‌طور نهایی و یا مصرف نهایی انرژی برق می‌تواند سبب بهبود اشتغال در بخش صنعت و یا اشتغال کل شود. بنابراین در سیاست‌های مربوط به افزایش ایجاد شغل در بخش‌های مختلف اقتصادی، لازم است موضوع مصرف انرژی مدنظر قرار گیرد. بر اساس این نتیجه، تحدید مصرف انرژی و دسترسی به حامل‌های انرژی می‌تواند ایجاد شغل در بخش‌های اقتصادی را به‌صورت منفی متأثر کند. بنابراین پیشنهاد می‌شود در برنامه‌ها و سیاست‌های بهینه‌سازی مصرف انرژی به‌طور نهایی و یا حامل‌های انرژی، تأکید بر سیاست‌ها و برنامه‌هایی باشد که به‌جای سیاست‌ها و برنامه‌های تحدید دسترسی، بیش‌تر از اصول انگیزش اقتصادی که مبتنی بر نظام قیمت‌ها هستند استفاده شود.

۷- فهرست منابع

- ۱- آرمن، سید عزیز و زارع، روح الله؛ ۱۳۸۴، بررسی رابطه علیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۴۶-۱۳۸۱. فصل‌نامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۲۴، صص ۱۱۵-۱۴۲.
- ۲- ابریشمی، حمید و مصطفایی، آذر؛ ۱۳۸۰، بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف فراورده‌های عمده نفتی در ایران. مجله دانش و توسعه، شماره ۱۴، صص ۱۱-۴۵.

- ۳- امینی، علیرضا و نشاط، حاجی محمد؛ ۱۳۸۴، برآورد سری زمانی موجودی سرمایه در اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۳۸ - ۱۳۸۱. مجله برنامه و بودجه، شماره ۹۰، صص ۵۳ - ۸۶.
- ۴- امینی، علیرضا، نهبانندی، مجید و صفاری پور، مسعود؛ ۱۳۷۷، برآورد آمارهای سری زمانی اشتغال و موجودی سرمایه در بخش‌های اقتصادی ایران. مجله برنامه و بودجه، شماره ۳۱ و ۳۲، صص ۶۹ - ۹۷.
- ۵- حسنی صدرآبادی، محمدحسین و همکاران؛ ۱۳۸۶، بررسی رابطه علی مصرف انرژی، اشتغال و تولید ناخالص داخلی ایران طی سال‌های ۱۳۵۰ - ۱۳۸۴. پژوهش‌نامه علوم انسانی و اجتماعی، شماره ۷ (ویژه اقتصاد)، صص ۳۱-۵۸.
- ۶- قبادی، نسرین؛ ۱۳۷۶، بررسی رابطه علیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی ایران، همایش ملی انرژی ایران.
- ۷- ملکی، رضا؛ ۱۳۷۸، بررسی رابطه علیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی ایران، پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه شهید بهشتی.
- ۸- نجارزاده، رضا و عباس محسن، اعظم؛ ۱۳۸۳، رابطه بین مصرف حامل‌های انرژی و رشد بخش‌های اقتصادی در ایران. فصل نامه مطالعات اقتصاد انرژی، شماره ۲، صص ۶۱-۸۰.
- ۹- وافی نجار، داریوش؛ ۱۳۸۴، تحلیل آماری و بررسی رابطه علیت گرنجری تولید ناخالص داخلی با مصرف انرژی و محاسبه کشش نهادهای انرژی با استفاده از تابع تولید (۱۳۴۶-۱۳۸۲). فصل نامه مطالعات اقتصاد انرژی، شماره ۵، صص ۵۵-۷۳.
- ۱۰- وزارت نیرو، معاونت انرژی، ترازنامه انرژی. سال‌های مختلف.
- 11- Aqeel, A. and Butt, M. S. (2001), The Relationship Between Energy Consumption and Economic Growth in PAKISTAN. *Asia-Pacific Development Journal*, No. 8, PP.101-110.
- 12- Asafu-Adjaye, John. (2000), The Relationship Between Energy Consumption, Energy Prices and Economic Growth: Time Series Evidence from Asian Developing Countries. *Energy Economics*, No. 22, PP.615-625.
- 13- Brendt, E.R. & Wood, D.O. (1975), Technology, Prices and the Derived Demand for Energy. *Review of economics and Statistics*, No.57, PP.259-268.

- 14- Cheng, B.S. and Lai, T.W. (1997), An Investigation of Co-integration and Causality Between Energy Consumption and Economics Activity in Taiwan. *Energy Economics*, No. 19, PP.435-444.
- 15- Erdal, Gulistan. et al. (2008), The Causality Between Energy Consumption and Economic Growth in Turkey. *Energy Policy*, No. 36, PP. 3838-3842.
- 16- Fatai, K. & L.Oxley & F.Scrimgeour. (2001), Energy Consumption and Employment in New Zealand: Searching for Causality. *NZAE Conference 2002*.
- 17- Glasure, Y.U. (2002), Energy and National Income in Korea: Futher Evidence on the Role of Omited Variables. *Energy Economics*, No. 24, PP.355-365.
- 18- Masih, A.M.M. and Masih, R. (1997), On the Temporal Causal Relationship Between Energy Consumption, Real Income Prices: Some new Evidence from Asian Energy Dependent NICs based on Multivariate Cointegration Approach. *Jurnal of Policy Modeling*, No. 19(4), PP. 417-440.
- 19- Mehara, Mohsen. (2006), The Relationship Between Energy Consumption and Economic growth in Iran. *Iranian Economic Review*, Vol.10, No.17, PP. 137-148.
- 20- Mehara, Mohsen. (2007), Energy Consumption and Economic Growth: The Case of Oil Exporting Countries. *Energy Policy*, No. 35, PP.2939-2945.
- 21- Narayan, P.K. & R.Smyth. (2004), Electricity Consumption, Employment and Real Income in Australia Evidences from Multivariate Granger Causality Tests. *Energy Policy*, Article in Press.
- 22- Oh, W. & K.Lee. (2004), Causal Relationship Between Energy Consumption and GDP Revisited: The Case of Korea 1970-1999, *Energy Economics*, No. 26, PP.51-59.
- 23- Pesaran, M.Hashem & Pesaran, Bahram. (1997), Working with Microfit 4.0, *Interactive Econometric Analysis*, Chapter 16, London: Cambridge.
- 24- Soytas, U. & Sari. R. (2003), Energy Consumption and GDP: Causality Relationship in G-7 Countries and Emerging Markets. *Energy Economics*. No. 25, PP. 33-37.
- 25- Stern D.I. (2000), A Multivariate Cointegration Analysis of the Role of Energy in the US Macroeconomy. *Energy Economics*, No. 22, PP. 267-283.

- 26- Yang, H.Y. (2000), A Note on the Causal Relationship Between Energy and GDP in Taiwan. *Energy Economics*, No. 22, PP.309-317.
- 27- Zamani, Mehrzad. (2006), Energy Consumption and Economic Activities in Iran. *Energy Economics*. Article in Press.

Archive of SID